

## Tilburg University

### De efficiëntie van valutamarkten

Gruijters, A.P.D.

*Published in:*  
Maandschrift Economie

*Publication date:*  
1991

*Document Version*  
Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

*Citation for published version (APA):*  
Gruijters, A. P. D. (1991). De efficiëntie van valutamarkten: Een overzicht. *Maandschrift Economie*, 55(4), 244-267.

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

# De efficiëntie van valutamarkten: een overzicht

door A.P.D. Gruijters\*

## Inleiding

In de laatste twee decennia is de aandacht voor de werking van valutamarkten sterk gegroeid als gevolg van een bij tijd en wijle zeer grillig verloop van de wisselkoersen. Binnen de theorieën die dit wisselkoersgedrag pogen te verklaren neemt de efficiënte markthypothese een centrale plaats in.

In dit artikel wordt een overzicht gegeven van empirisch onderzoek naar de efficiëntie van valutamarkten. De efficiënte markthypothese (par. 1) veronderstelt dat alle relevante en beschikbare informatie tot uitdrukking komt in de prijzen op de financiële markten. Volgens de hypothese is het onmogelijk voor een valutahandelaar om op basis van algemeen beschikbare informatie systematisch meer dan normale opbrengsten te behalen. In dit overzicht gaat de aandacht uit naar handelaren die een wisselkoersrisico nemen, d.w.z. naar speculanten op de termijnmarkt dan wel de contante markt (par. 2).

De speculatieve efficiënte hypothese (par. 3) veronderstelt dat de speculanten risiconutraal zijn. De termijankoers is dan een zuivere voorspeller van de toekomstige contante koers. Als de speculanten risico-afkerig zijn (par. 4), zullen zij echter een risicopremie verlangen. Tenslotte wordt ingegaan op de implicaties van het zgn. peso-probleem, 'speculative bubbles' en de wijze waarop wisselkoersverwachtingen gevormd worden (par. 5).

De belangrijkste conclusies worden aan het einde van dit artikel samengevat.

## 1. De efficiënte markthypothese

De efficiënte markthypothese is een theorie over de wijze, waarop informatie tot uitdrukking komt in de prijzen van activa op financiële markten. Een efficiënte markt is een markt waarop de prijzen alle beschikbare informatie weerspiegelen.

Als de valutamarkten efficiënt zijn, wordt nieuwe informatie snel in de wisselkoersen verwerkt. Deze verwerking vindt plaats via de verwachtingen van marktparticipanten. Nieuws omtrent onvoorziene gebeurtenissen leidt tot een verandering in de wisselkoersverwachtingen van de economische subjecten. Op basis van de veranderde verwachtingen zullen zij andere marktposities innemen. Door deze verschuivingen in vraag

---

\* De auteur is verbonden aan de vakgroep Algemene Economie, Katholieke Universiteit Brabant, Tilburg. Voor hun constructieve opmerkingen bij een eerdere versie van dit artikel, gaat zijn hartelijke dank uit naar drs. R. Beetsma, dr. H.G. van Gemert, drs. F. de Jong, drs. S. Smulders en de referent van dit blad.

en aanbod op de valutamarkt past de wisselkoers zich aan de nieuwe informatie aan. Hoe de economische subjecten in de praktijk wisselkoersverwachtingen vormen is niet direct waarneembaar. In de literatuur worden daarom diverse verwachtingshypothesen gehanteerd.

De *rationele verwachtingshypothese* (REH) gaat uit van nutsmaximaliserende economische subjecten. Teneinde tot (meer) winstgevendende beslissingen te komen, zullen zij *alle relevante* informatie verzamelen en optimaal gebruiken bij het vormen van hun wisselkoersverwachting. Welke informatie relevant is, wordt bepaald door het model dat de economische werkelijkheid beschrijft. De REH veronderstelt dat de economische subjecten handelen *alsof* zij dit model kennen. Hun subjectieve wisselkoersverwachting komt dan overeen met de waarde die het model van de werkelijkheid voorspelt. Het gevolg van de REH is dat de wisselkoersverwachting van de economische subjecten alleen zal afwijken van de toekomstige wisselkoers, als zich onvoorziene gebeurtenissen voordoen. Voorspelfouten zijn dan onafhankelijk van de informatieverzameling, waarop de wisselkoersverwachting gebaseerd werd. De voorspelfouten zijn bovendien onafhankelijk van elkaar, zij zijn het gevolg van nieuws:

$$S_{t+1} = E_t(S_{t+1} | I_t) + u_{t+1} \quad 1.$$

waarin:

$$\begin{aligned} S_{t+1} &= \text{de gerealiseerde wisselkoers op tijdstip } t+1 \\ E_t(S_{t+1} | I_t) &= \text{de op tijdstip } t \text{ verwachte wisselkoers voor tijdstip } t+1, \text{ gegeven} \\ &\quad \text{de informatieverzameling } (I_t) \text{ op tijdstip } t \\ u_{t+1} &= \text{de ex-post verwachtingsfout, waarvoor geldt:} \\ &\quad E_t(u_{t+1} | I_t) = 0 \text{ en } \text{cov}(u_s, u_t) = 0, \text{ voor } t \neq s. \end{aligned}$$

Hoewel de REH hoge eisen stelt aan het gebruik van informatie door economische subjecten, wordt de hypothese veelal van toepassing geacht voor financiële markten. Deze markten zijn immers goed georganiseerd, overzichtelijk en er wordt gehandeld in homogene goederen door in het algemeen goed geïnformeerde marktparticipanten. De REH is een belangrijke voorwaarde voor het bestaan van marktefficiëntie. Daarnaast vereist de EMH in haar meest extreme vorm, dat er geen informatiekosten en geen transactiekosten bestaan. De wisselkoers zal immers alleen dan alle relevante informatie perfect weerspiegelen, als de economische subjecten deze informatie onbelemmerd kunnen verzamelen en hun marktposities kosteloos kunnen aanpassen.<sup>1</sup>

Bij empirisch onderzoek naar de EMH is het de vraag wanneer de prijs alle beschikbare informatie weerspiegelt. Verondersteld wordt daarom dat de feitelijke prijs (koers) alle relevante informatie weergeeft, als de prijs van het financiële actief ( $p_t$ ) in overeenstemming is met de evenwichtige opbrengstvoet ( $er_{t+1}$ ) van een belegging in het financieel actief.<sup>2</sup> De evenwichtige opbrengstvoet is afhankelijk van het risico van be-

1. In werkelijkheid bestaan deze kosten wel. De markt kan dan toch efficiënt zijn. Grossman & Stiglitz (1976), blz. 248 stellen in dit verband: 'Prices never fully reflect all the information possessed by the informed individuals. Capital markets are not efficient, but the difference is just enough to provide the revenue required to compensate the informed for purchasing the information.'

2. Zie Fama (1970), blz. 387-388.

legging in het financieel actief. Het verband tussen het risico en de normaal te verwachten opbrengstvoet van het financieel actief wordt weergegeven in een nader te specificeren evenwichtsmodel. De economische subjecten handelen *alsof* ze dit evenwichtsmodel kennen. Op basis van de informatieverzameling ( $I_t$ ) vormen de economische subjecten een (subjectieve) verwachting voor de opbrengstvoet van het financieel actief ( $E_t(r_{t+1} | I_t)$ ). Gegeven hun prijsverwachting voor de toekomst ( $E_t(p_{t+1} | I_t)$ ) zal door hun optreden in de markt de feitelijke prijs ( $p_t$ ) zich zodanig aanpassen, dat de verwachte opbrengstvoet gelijk is aan de evenwichtige ( $E_t(r_{t+1} | I_t) = er_{t+1}$ ).

$$E_t(r_{t+1} | I_t) = \frac{E_t(p_{t+1} | I_t) - p_t}{p_t} = er_{t+1} \quad 2.$$

Als dit informatieverwerkingsproces *snel* plaats vindt en als de informatie gelijk verdeeld is over de marktparticipanten, is het niet mogelijk om *systematisch* een hogere opbrengstvoet te realiseren dan de evenwichtige opbrengstvoet. Een overwinst of meer dan normale opbrengstvoet is in een efficiënte markt onafhankelijk van alle elementen uit de informatieverzameling. Een overwinst wordt immers alleen gerealiseerd als zich tussen tijdstip  $t$  en tijdstip  $t + 1$  een toevallige, gunstige gebeurtenis voordoet, waardoor de prijsverwachting niet uitkomt. Een overwinst of een meer dan normale opbrengstvoet is een 'fair game' met betrekking tot de informatieverzameling.<sup>3</sup> Gegeven het model voor de evenwichtige opbrengstvoet kan de EMH empirisch getoetst worden: in een efficiënte markt mag geen significant verband bestaan tussen elementen uit de informatieverzameling en het verschil tussen de feitelijke en de evenwichtige opbrengstvoet van een belegging.

Er wordt dan wel een *samengestelde* hypothese getoetst ten aanzien van het evenwichtsmodel en de efficiëntie van de financiële markten. Als er een significant verband bestaat tussen elementen uit de informatieverzameling en de meer dan normale opbrengstvoet dan is onduidelijk of de financiële markt inefficiënt is *en/of* het evenwichtsmodel onjuist gespecificeerd is. Empirische toetsing van de EMH is dus bij voorbaat beperkt door het samengestelde karakter van de hypothese.

Afhankelijk van de samenstelling van de informatieverzameling kan een onderscheid gemaakt worden naar de zwakke, semi-sterke en sterke efficiëntie hypothese. Bij de zwakke vorm van de EMH bestaat de verzameling enkel uit informatie over de prijzen in het verleden. Volgens de semi-sterke EMH wordt bovendien alle andere algemeen beschikbare informatie (zoals bijvoorbeeld aankondigingen van monetaire of politieke aard) op elk moment in de prijzen verwerkt. Bij een toets naar de sterke EMH staat de vraag centraal of bepaalde marktparticipanten over een informatievoorsprong beschikken, waarmee ze systematisch overwinsten kunnen behalen.

## 2. De efficiëntie van valutamarkten

Een belangrijk uitgangspunt bij het empirisch onderzoek naar de efficiëntie van valutamarkten is de vraag of er systematisch meer dan normale opbrengsten te behalen zijn

3. Zie Fama (1970), blz. 385. In een 'fair game' model wordt verondersteld dat overwinsten onafhankelijk zijn van elementen uit de informatieverzameling. In een 'random-walk' model wordt bovendien verondersteld dat de overwinsten identiek verdeeld zijn.

met behulp van een beleggingsstrategie. Voordat gesproken kan worden van een meer dan normale opbrengst dient de feitelijke opbrengst gecorrigeerd te worden met transactie- en informatiekosten en met de normaal te verwachten opbrengst als beloning voor het risico van de strategie (de zgn. risicopremie).

In het algemeen worden imperfecties als transactie- en informatiekosten van relatief gering belang geacht voor de valutamarkten. Ten tijde van flexibele wisselkoersen kan het zgn. wisselkoersrisico echter niet verwaarloosd worden. Dit koersrisico kan in principe afgedekt worden op de valutatermijnmarkt. Hoewel er veel empirisch onderzoek gedaan is naar de winstmogelijkheden van strategieën zonder wisselkoersrisico, i.c. gedekte interestarbitrage<sup>4</sup>, wordt in dit overzicht alleen aandacht besteed aan strategieën met wisselkoersrisico. Meestal worden twee manieren om wisselkoersrisico te nemen onderscheiden, namelijk termijnspeculatie en ongedekte interestarbitrage. Bij *termijnspeculatie* probeert de speculant winst te behalen uit verschillen tussen de contante koers en de termijnkoers door op een toekomstig tijdstip  $t+1$  tegelijkertijd tegengestelde transacties uit te voeren op de contante markt en de termijnmarkt. Hiertoe moet hij op tijdstip  $t$  al een positie innemen op de termijnmarkt. Als de door hem verwachte contante koers hoger ligt dan de termijnkoers ( $E_t(S_{t+1}) > F_t$ ), zal hij op de termijnmarkt vreemde valuta kopen en op de contante markt in de toekomst vreemde valuta verkopen. Bij *ongedekte interestarbitrage* dekt de arbitrageant zijn open valutapositie niet af op de termijnmarkt. Hij baseert zijn strategie op de huidige contante koers ( $S_t$ ), de binnen- en buitenlandse rentevoet ( $i, i^*$ ) en de door hem verwachte toekomstige contante koers ( $E_t(S_{t+1})$ ). Als hij een ongedekt rentevoordeel op vreemde valuta verwacht ( $[E_t(S_{t+1})/S_t] \cdot (1+i^*) > (1+i)$ ), zal hij in het binnenland geld lenen en in het buitenland beleggen. Hij probeert dus rente- en wisselkoersverschillen te benutten. Ongedekte interestarbitrage kan beschouwd worden als een combinatie van gedekte interestarbitrage en termijnspeculatie.<sup>5</sup> De meeste empirische onderzoeken beperken zich tot termijnspeculatie (par. 3) bij veronderstelling van gedekte interestpariteit. In risicopremiëmodellen (par. 4) speelt ongedekte interestarbitrage wel een rol.

### 3. De speculatieve efficiëntie hypothese

De term Speculatieve Efficiëntie Hypothese (SEH) is geïntroduceerd door Bilson (1981). De SEH veronderstelt niet alleen dat de valutamarkten efficiënt zijn, maar óók dat termijnspeculanten risiconeutraal zijn. Als de termijnspeculanten risiconeutraal zijn, verlangen zij geen risicopremie voor het nemen van wisselkoersrisico. Afgezien van

4. Een gedekte interestarbitrageant neemt per definitie geen wisselkoersrisico. Hij probeert winst te behalen uit renteversillen tussen beleggingen in verschillende valuta en dekt daarbij zijn valutapositie af op de termijnmarkt. In het algemeen komen deze onderzoeken tot de conclusie dat er sprake is van gedekte interestpariteit, d.w.z. er bestaan geen systematische, meer dan normale winstmogelijkheden voor gedekte interestarbitrageanten. Voorzover winstmogelijkheden zich toch voordoen, zijn deze te verklaren op basis van marktimperfecties, zoals transactiekosten, belastingverschillen, kapitaalrestricties, verschillen in politiek risico en kredietlimieten. Zie bijvoorbeeld Levich (1985) en Taylor (1989).

5. Argy (1981), blz. 212-215 toont aan dat de verwachte opbrengst van ongedekte interestarbitrage gelijk is aan de som van de verwachte opbrengst van gedekte interestarbitrage en termijnspeculatie.

transactiekosten zal de termijankoers dan gelijk zijn aan de verwachte contante koers. Het kleinste verschil tussen de termijankoers en de verwachte contante koers zal volgens de SEH verdwijnen door een oneindig elastisch aanbod van speculatieve fondsen. De verwachte speculatie-opbrengst is dan gelijk aan nul:

$$E_t(S_{t+1} | I_t) - F_t = 0 \rightarrow E_t(S_{t+1} | I_t) = F_t \quad 3.$$

Bij rationele verwachtingen impliceert de SEH dat de termijankoers een *zuivere* voorspeller is van de toekomstige contante koers, d.w.z. er is geen betere voorspeller van de toekomstige contante koers dan de termijankoers en de voorspelfouten zijn niet systematisch van aard. Substitutie van 3. in 1. levert immers:

$$S_{t+1} = F_t + u_{t+1} \quad 4.$$

$$\text{met } E_t(u_{t+1} | I_t) = 0 \text{ en } \text{cov}(u_s, u_t) = 0 \text{ voor } s \neq t.$$

Hoewel het onzeker is of termijnspeculanten risiconeutraal zijn, is er veel empirisch onderzoek gedaan naar de SEH, met name naar de vraag of de termijankoers een zuivere voorspeller is van de toekomstige contante koers. Deze hypothese kan getoetst worden door middel van regressie-analyse. Op basis van waarnemingen van de contante koers en de termijankoers uit het verleden wordt de volgende vergelijking geschat:

$$S_{t+1} = a + bF_t + u_{t+1} \quad 5.$$

met de nulhypothese  $H_0 : a = 0 \text{ en } b = 1$ .

Een belangrijke variant van deze toets wordt verkregen door vergelijking 5. te definiëren in mutaties ten opzichte van de contante koers. Onder de nul-hypothese is het termijnagio dan een zuivere voorspeller van de toekomstige wisselkoersmutatie. Daarnaast wordt veelal voor een logaritmische specificatie gekozen in verband met de zgn. 'Siegel-paradox'.<sup>6</sup> Cornell (1989) benadrukt het belang van een juiste samenstelling van het data-materiaal, waarmee de regressies uitgevoerd worden. Zo dient het tijdsinterval tussen twee opeenvolgende waarnemingen voor de contante koers afgestemd te zijn op de looptijd van het termijncontract.<sup>7</sup> Bovendien moeten de waarnemingen voor de contante koers en de termijankoers op hetzelfde tijdstip gedaan zijn.

6. Siegel (1972) heeft aangetoond dat als de termijankoers van bijvoorbeeld een dollar, uitgedrukt in guldens, een zuivere voorspeller is van de toekomstige contante dollarkoers, tegelijkertijd de termijankoers van een gulden uitgedrukt in dollars *niet* een zuivere voorspeller hoeft te zijn van de toekomstige contante guldenkoers. Deze paradox heeft vanuit economisch oogpunt geen grote betekenis. Zie McCulloch (1975).

7. Als het waarnemingsinterval voor de contante koers (bijv. 1 maand) korter is dan de looptijd van het termijncontract (bijv. 3 maanden), wordt gesproken van het zgn. overlappende data-probleem. Hierdoor ontstaat autocorrelatie in de storingstermen en kan de OLS-schattingsmethode niet langer betrouwbaar gebruikt worden.

Tabel 1. De termijnkoers als voorspeller van de toekomstige contante koers<sup>1</sup>

Auteur	SEH-toets	Periode	Data	Methode	Conclusie
Frankel (1980)	Logaritmen Niveaus	1/73 – 4/78 en 7/74 – 4/78	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CHF, DEM, FRF, GBP HFL, ITL vs USD	OLS	1/73 – 4/78: verwerping SEH voor DEM, FRF, ITL en HFL. 7/74 – 4/78: verwerping SEH voor ITL Na leerperiode van 1,5 jaar verbeterde de efficiëntie van valutamarkten
Agmon & Amihud (1981)	Logaritmen Mutaties	6/73 – 6/77	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd Kwartaalcijfers Looptijd: 3 mnd CHF, DEM, GBP vs USD	OLS	Verwerping SEH De b-coëfficiënt is meestal negatief (m.u.v. CHF) en wijkt niet significant van nul af. Het termijnagio is een slechte voorspeller van de wisselkoersmutatie.
Frenkel (1981)	Logaritmen Niveaus	6/73 – 7/79	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd DEM, FRF, GBP vs USD	OLS	SEH wordt verworpen voor FRF d.m.v. F-toets.
Longworth (1981)	Logaritmen Niveaus Mutaties	7/70 – 12/78 Subperioden 1/71 – 12/72 1/73 – 12/74 1/75 – 12/76 1/77 – 12/78	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CAD vs USD	OLS	SEH kan niet verworpen worden, maar er is weinig bewijs voor SEH. De hypothese $a = b = 0$ kan evenmin verworpen worden De schattingen zijn onnauwkeurig (niet efficiënt).
Cumby & Obstfeld (1982)	Logaritmen Mutaties	1/76 – 6/81	Weekcijfers Looptijd: 3 mnd CAD, CHF, DEM GBP, JPY vs USD	OLS ?	SEH wordt verworpen voor GBP, CHF, CAD en JPY De b-coëfficiënten zijn negatief, m.u.v. CAD Verklaring: wisselkoersmutaties zijn in hoge mate onverwacht
Edwards (1982) (1983)	Logaritmen Niveaus	6/73 – 9/79	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd DEM, FRF, GBP ITL vs USD	OLS SUR	Met OLS wordt SEH verworpen voor FRF en ITL Met SUR wordt SEH verworpen voor ITL
Longworth Boothe & Clinton (1983)	Logaritmen Mutaties	6/70 – 12/81 voor CAD 6/73 – 12/81 voor overigen	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CAD, DEM, FRF GBP, ITL, JPY vs USD	OLS	Verwerping SEH voor CAD, FRF, ITL, GBP Opnieuw zijn schattingen voor de coëfficiënten zeer onnauwkeurig Coëfficiënt b meestal negatief
Baillie Lippens & MacMahon (1983)	Niveaus	6/73 – 4/80 1/77 – 5/80 voor CAD, CHF	Weekcijfers Looptijd: 1 mnd CAD, CHF, DEM FRF, GBP, ITL vs USD	OLS	De SEH kan niet verworpen worden voor DEM en CHF
Murfin & Ormerod (1984)	Logaritmen Niveaus	9/78 – 9/83	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd ATS, AUD, BEF, CAD CHF, DEM, DKK, ESB FRF, GBP, HFL, IEP ITL, JPY, NOK, SEK vs USD	SUR	De SEH wordt meestal verworpen, m.u.v. AUD, SEK en GBP In alle gevallen is sprake van eerste orde autocorrelatie

Gregory & McCurdy (1984)	Mutaties	1973 – 1981 Subperiodes 1973 – 1976 1974 – 1977 1975 – 1978 tot 1976 – 1981	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CAD vs USD	OLS	De geschatte waarde voor de coëfficiënten zijn gevoelig voor de gekozen subperiode. De SEH kan echter niet verworpen worden in de periode 10/75 – 7/81. In deze periode is de toets juist gespecificeerd, d.w.z. er is geen autocorrelatie of heteroskedasticiteit in de storingstermen.
Huang (1984)	Logaritmen Mutaties	3/73 – 1/79	Maandcijfers Looptijd: 1,3,6 mnd BEF, CAD, CHF, DEM FRF, GBP, HFL, ITL JPY vs USD	OLS	In de meeste gevallen wordt de SEH verworpen ten gunste van de alternatieve hypothese, een random walk.
Gregory & McCurdy (1985)	Logaritmen Mutaties	1974 – 1981 Subperiodes 1974 – 1977 1976 – 1979 1978 – 1981	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd DEM, FRF, GBP, ITL JPY vs USD	OLS	Nagegaan wordt in welke perioden de SEH economisch juist gespecificeerd is. Vervolgens wordt in deze perioden de SEH verworpen voor de FRF (74–77), ITL (76–79) en GBP (78–81). SEH kan niet verworpen worden voor de DEM (74–77)
Chiang (1988)	Niveaus	1/74 – 8/83 Subperiodes 1/74 – 12/77 2/74 – 1/78 tot 9/79 – 8/83	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CAD, DEM, FRF GBP vs USD	OLS SUR	Voor de gehele steekproefperiode kan de SEH in geen enkel geval verworpen worden. In een groot deel van de subperiodes wordt de SEH wel verworpen.

#### 1. Afkortingen

ATS = Oostenrijkse shilling, AUD = Australische dollar, BEF = Belgische franc, CAD = Canadese dollar, CHF = Zwitserse franc  
DEM = Duitse mark, DKK = Deense kroon, ESB = Spaanse peseta, FRF = Franse franc, GBP = Brits pond  
HFL = Nederlandse gulden, IEP = Ierse pond, ITL = Italiaanse lire, JPY = Japanse yen, NOK = Noorse kroon  
SEK = Zweedse kroon, USD = Amerikaanse dollar.  
OLS = 'ordinary least squares'  
SUR = 'seemingly unrelated regression'

Tabel 1 geeft een overzicht van empirische studies naar de SEH. De onderzoeken in tabel 1 hanteren voornamelijk maandcijfers voor de dollarkoersen van de belangrijkste valuta's. De steekproefperiodes variëren binnen de jaren 1973-1983. Bij de regressie-analyses wordt meestal de kleinste-kwadraten methode (OLS) toegepast. De resultaten van de *SEH-toetsen in niveaus* zijn niet eenduidig; in sommige gevallen wordt de SEH verworpen, in andere gevallen niet. De constante  $a$  is soms positief en soms negatief, maar wijkt in de meeste gevallen niet significant van nul af. Hoewel de coëfficiënt  $b$  niet altijd significant van 1 afwijkt, is de geschatte waarde van  $b$  meestal kleiner dan 1. Volgens Frankel (1980) vergde de invoering van (beheerst) zwevende wisselkoersen een leerproces bij de economische subjecten. Na een leerperiode van anderhalf jaar bleken sommige valutamarkten efficiënter te zijn geworden in die zin, dat de SEH niet meer verworpen kan worden voor de USD/DEM- en USD/FRF-markt.

De resultaten van de strengere *SEH-toetsen in mutaties* trekken de juistheid van de SEH op zijn minst in twijfel. Hoewel de nulhypothese van speculatieve efficiëntie meestal niet verworpen wordt – d.w.z. de coëfficiënt  $b$  wijkt niet significant van 1 af – is de standaardfout van coëfficiënt  $b$  voor het termijnnagio, zo groot, dat de coëfficiënt evenmin significant van nul afwijkt. De geschatte waarde van  $b$  is zelfs in vele gevallen negatief en  $b$  ligt derhalve dichter bij nul dan bij 1.

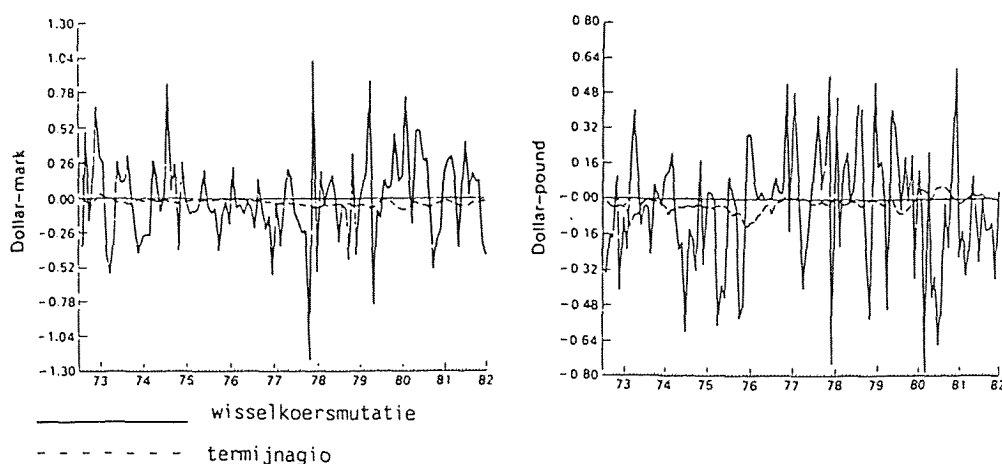


Huang (1984) specificeert naast de nulhypothese van speculatieve efficiëntie een alternatieve hypothese. Onder de alternatieve hypothese volgt de contante wisselkoers een 'random walk' proces. Opeenvolgende contante wisselkoersmutaties zijn dan onafhankelijk van elkaar en identiek verdeeld. Hij concludeert dat een 'random walk' het feitelijke wisselkoersverloop beter beschrijft dan de SEH.<sup>8</sup>

Gregory & McCurdy (1984, 1986) onderzoeken of de SEH-toetsen in mutaties correct gespecificeerd zijn aan de hand van diverse toetsen op autocorrelatie en heteroskedasticiteit van de storingstermen. Zij constateren, evenals Chiang (1988), dat de geschatte waarden voor de coëfficiënten nogal gevoelig zijn voor de gekozen steekproefperiode.

Uit figuur 1 blijkt dat het termijnnagio geen goede verklaring biedt voor de toekomstige wisselkoersmutatie. Het termijnnagio laat een vrij stabiele ontwikkeling zien, terwijl de feitelijke wisselkoersmutaties een grillig verloop kennen gedurende langere perioden.

*Figuur 1.*



Bron: Mac Donald (1988), blz. 186.

Op zichzelf hoeft dit niet in strijd te zijn met de EMH, zolang de voorspelfouten die de termijnkoers of het termijnnagio maakt het gevolg zijn van nieuws – d.i. onverwachte gebeurtenissen. De voorspelfouten zijn toevallig van aard en bieden als zodanig geen systematische winstmogelijkheden voor termijnspeculanten.

In tabel 2 wordt een overzicht gegeven van de empirische studies, die de SEH op een andere manier toetsen. Als de valutamarkten speculatief efficiënt zijn, mag er

8. Dit is in overeenstemming met een andere categorie onderzoek. Agmon & Amihud (1981), Meese & Rogoff (1983) en Chiang & Hindelang (1988) berekenen de gemiddelde voorspelfout van de termijnkoers en de contante koers zèlf (de zgn. 'root mean square error'), bij het voorspellen van de toekomstige contante koers. In het tijdvak 1973-1984 blijkt de contante koers van verschillende valuta's (GBP, JPY, DEM, CHF en CAD vs USD) een betere voorspeller dan de termijnkoers. In deze gevallen is de random-walk hypothese actueel en wordt de SEH verworpen.

Tabel 2. Voorspelfouten en elementen uit de informatieverzameling<sup>1</sup>

Auteur	Informatie $X_t$	Periode	Data	Methode	Conclusie
Cornell (1977)	Enge definitie $X$ = feitelijke wisselkoersmutatie in 2 vorige periodes	4/73 – 1/77 voor FRF 7/74 – 1/77	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CAD, CHF, DEM, FRF GBP, HFL, JPY vs USD	OLS	De markt lijkt geen gebruik te maken van informatie in wisselkoersmutaties uit het verleden in geval van GBP, CAD en JPY.
Geweke & Feige (1979)	Enge en ruime definities $X$ = voorspelfout van de termijankoers in de vorige periode	1972 III – 1977 I	Kwartaalcijfers Looptijd: 3 mnd BEF, CAD, CHF, DEM FRF, GBP, HFL vs USD	OLS	Enge definitie: de SEH wordt verworpen voor de CAD. Ruime definitie: m.b.v. F-toets voor alle markten legelijk wordt SEH verwor- pen. Verklaring: risicopremie.
Frankel (1980)	Enge definitie $X$ = voorspelfout van de termijankoers in de vorige periode	1/73 – 4/78 en 7/74 – 4/78	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd CHF, DEM, FRF, GBP HFL, ITL vs USD	OLS	De SEH wordt verworpen voor GBP en ITL, ook als rekening gehouden wordt met een leerproces van 1,5 jaar.
Hansen & Hodrick (1980)	Enge en ruime definities (excl. JPY, ITL) $X$ = voorspelfout van de termijankoers in de vorige periode	4/73 – 1/79 JPY: 9/74 – 1/79 ITL: 8/75 – 1/79	Weekcijfers Looptijd: 3 mnd CAD, CHF, DEM, FRF GBP, ITL, JPY vs USD	OLS correctie: overlap- pende data (GMM)	Enge definitie: de SEH wordt verworpen voor DEM. Ruime definitie: de SEH wordt ver- worpen voor CAD, DEM en CHF. Verklaring: een variabele risicopremie
Bilson (1981)	Enge definitie $X$ = termijnagio	7/74 – 1/80	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd BEF, CAD, CHF, DEM FRF, GBP, HFL, ITL JPY vs USD	OLS	De SEH wordt verworpen voor ITL en en HFL. Ingeval van GBP, JPY en ITL is sprake van eerste orde autocorrelatie
Cumby & Obstfeld (1982)	Ruime definitie $X$ = voorspelfout uit de vorige periode	1/76 – 6/81	Weekcijfers Looptijd: 3 mnd CAD, CHF, DEM, GBP JPY vs USD	OLS correctie: voor hetero- skedasti- citeit	De SEH wordt verworpen voor: CAD, CHF, GBP en JPY. Verklaring: een risicopremie of het peso-probleem
Hansen & Hodrick (1983)	Ruime definitie $X$ = voorspelfout uit de vorige periode en termijnagio	2/76 – 12/80	Halfwekelijks cijfers Looptijd: 1 mnd CHF, DEM, FRF, GBP en JPY vs USD DEM, FRF, GBP, JPY en USD vs CHF	OLS correctie: overlap- pende data (GMM)	De SEH wordt verworpen voor: * DEM, FRF, GBP en USD vs CHF * CHF, DEM en JPY vs USD Verklaring: een risicopremie
Gregory & McCurdy (1984)	Enge definitie $X$ = voorspelfout uit de vorige periode en termijnagio	1973 – 1981	Maandcijfers Looptijd: 30 dagen CAD vs USD	OLS ?	De SEH kan niet verworpen worden in subperiode 1977 – 1980.
Korajczyk (1985)	Ruime definitie $X$ = een projectie van het reële rente-écart op historische informatie, de voorspelfout van de termijn- koers uit de vorige periode	3/74 – 9/79	Maandcijfers Looptijd: 1 mnd BEF, CAD, CHF, DEM FRF, GBP, HFL en ITL vs USD	3SLS	Rekening houdend met andere verdelingen dan de de normale verdeling voor de storingstermen blijkt uit (niet-) gerespecteerde schattingen dat de projectie van het reële rente-écart een geringe maar signifi- bijdrage levert in de verklaring van de voorspelfout van de termijankoers. Toevoeging van de vertraagde voorspelfout als regressor doet niets af deze conclusie. De SEH wordt verworpen omdat sprake is van een risicopremie.
Cornell (1989)	Enge definitie $X$ = termijnagio of het termijnagio uit de vorige periode	9/73 – 1/83	Twee databestanden: 28 dagen vs 1 mnd Looptijd: 30 dagen CAD, CHF, DEM, FRF GBP, HFL, JPY vs USD	OLS SUR	De SEH wordt verworpen voor alle valuta voor beide databestanden. Het bewijs voor een risicopremie is a.g.v. meetfouten niet zo sterk als veelal verondersteld wordt

<sup>1</sup> Zie noot tabel 1.

GMM = 'generalized method of moments'

3SLS = '3 stage least squares'

geen systematisch verband bestaan tussen voorspelfouten van de termijnkoers en elementen uit de informatieverzameling.

$$S_{t+1} - F_t = a + bX_t + u_t \quad 6.$$

waarin:  $X_t$  = een willekeurig element uit de informatieverzameling ( $I_t$ ), waarop de wisselkoersverwachting  $E_t(S_{t+1} | I_t) = F_t$  gebaseerd is; met de nulhypothese  $H_0 : a = 0$  en  $b = 0$ .

Al naar gelang de (arbitraire) invulling van  $X_t$  kan in tabel 2 een onderscheid gemaakt worden tussen empirische onderzoeken met een eng of ruim gedefinieerde informatieverzameling. Bij de enge definitie wordt de informatieverzameling beperkt tot gegevens omtrent één wisselkoers, bijvoorbeeld het termijnnagio ( $F_t - S_t$ ) of de voorspelfout van de termijnkoers uit de vorige periode ( $S_t - F_{t-1}$ ). Bij de ruime definitie worden vergelijkbare gegevens van *andere* wisselkoersen ook meegenomen.

Uit tabel 2 blijkt dat de SEH in overwegende mate verworpen wordt bij een ruime definitie van de informatieverzameling, terwijl de SEH in enkele gevallen verworpen wordt bij een beperktere informatieverzameling. Als verklaring voor het systematische verband tussen voorspelfouten van de termijnkoers in de loop van de tijd wordt in verschillende studies het bestaan van een risicopremie genoemd, zonder dat deze verklaring nader uitgewerkt wordt. Uitzonderingen hierop zijn Hansen & Hodrick (1983) en Korajczyk (1985). Korajczyk beperkt de informatieverzameling niet alleen tot wisselkoersgegevens om na te gaan of de SEH geldt. In plaats daarvan leidt hij op basis van enkele veronderstellingen een lineair verband af tussen het verwachte reële rente-écart enerzijds en het verschil tussen de verwachte contante koers en de termijnkoers anderzijds. Bij de empirische invulling wordt het verwachte reële rente-écart vervangen door een instrumentele variabele. Uit de schattingsresultaten blijkt dat de projectie van het reële rente-écart een geringe, maar statistisch significante bijdrage levert aan de verklaring van systematische voorspelfouten van de termijnkoers. Korajczyk stelt dat deze resultaten consistent zijn met een variabele risicopremie.

#### 4. De modellering van een variabele risicopremie

Als de speculanten risico-afkerig zijn, zullen zij een risicopremie verlangen alvorens zij bereid zijn een open valutapositie in te nemen. Het aanbod van speculatieve fondsen is in dit geval minder dan perfect elastisch. De risicopremie is gelijk aan de ex-ante verwachte opbrengst op termijnspeculatie:

$$RP_t = E_t(S_{t+1} | I_t) - F_t \quad 7.$$

In een efficiënte markt en bij rationele verwachtingen kan een risicopremie een goede verklaring bieden voor het systematische deel in de voorspelfouten van de termijnkoers ( $S_{t+1} - F_t$ ). De risicopremie hoeft in de loop van de tijd niet constant te zijn. Zonder de risicopremie expliciet te modelleren, toont Fama (1984) aan dat de risico-

premie variabel is. Hiertoe splitst hij het termijnnagio in twee componenten, t.w. de risicopremie en de verwachte wisselkoersmutatie, en veronderstelt hij rationele verwachtingen. Teneinde te achterhalen of de risicopremie een goede verklaring biedt voor de verwerping van de SEH, zijn diverse pogingen ondernomen om deze expliciet te modelleren.

Portefeuillemodellen bieden een goed kader voor een variabele risicopremie. In deze modellen gaat de aandacht uit naar beleggers die binnenlandse en buitenlandse financiële activa in hun portefeuille opnemen. De risicopremie op een open positie in een vreemde valuta is dan afhankelijk van factoren zoals het relatieve aanbod van binnen- en buitenlandse titels, de risico-afkeer van de beleggers, de risicobijdrage van de positie aan de portefeuille en de (markt-)beloning voor niet-diversificeerbaar risico. De risicobijdrage aan de portefeuille van de positie in vreemde valuta wordt bepaald door de covariantie van de verwachte opbrengstvoet op de positie met de verwachte opbrengstvoet op de (markt-)portefeuille.

Frankel (1982) formuleert een empirisch portefeuillemodel, waarin de risicopremie bepaald wordt door het relatieve aanbod van rentedragende schuldtitels in diverse valuta's. Een verandering in het relatieve aanbod van een schuldtitel vereist een aanpassing van de risicopremie voordat het evenwicht op de financiële markten zich herstelt door portefeuilleherstellingen van beleggers. Een individuele belegger stelt zijn portefeuille op tijdstip  $t$  zodanig samen, dat zijn verwachte reële vermogen maximaal is op tijdstip  $t+1$  bij een voor hem aanvaardbaar risiconiveau. Bij de portefeuillesamenstelling heeft hij de keuze uit rentedragende schuldtitels, met name overheidsobligaties, in zes verschillende valuta's. De verwachte ontwikkeling van het reële vermogen van de belegger in een periode is afhankelijk van de wijze waarop hij zijn vermogen spreidt over de zes schuldtitels en van de verwachte reële opbrengstvoeten van deze schuldtitels. Verondersteld wordt nu dat voor de komende periode de inflatie in de VS en daarbuiten gegeven is. Aangezien de nominale rentevoeten aan het begin van de periode bekend zijn, is de wisselkoersontwikkeling van de diverse valuta's ten opzichte van de dollar zo de enige bron van onzekerheid (risico) voor de belegger. Frankel leidt in formule het optimale aandeel van buitenlandse schuldtitels ( $x_t$ ) in de portefeuille van de Amerikaanse belegger af als functie van zijn consumptiepatroon ( $\alpha$ ), de relatieve risico-afkeercoëfficiënt ( $\rho$ ), een maatstaf voor de risicobijdrage van de schuldtitels aan zijn portefeuille ( $\Omega_t$ ) en de verwachte opbrengstvoet op de buitenlandse schuldtitels boven de opbrengstvoet van Amerikaanse schuldtitels ( $i_t - i_t^{\$} - E_t S_{t+1}$ ):

$$x_t = \alpha + (\rho \Omega_t)^{-1} (i_t - i_t^{\$} - E_t S_{t+1}) \quad 8.$$

Uit vergelijking 8. blijkt dat de vraag naar de buitenlandse schuldtitels ( $x_t$ ) bestaat uit twee componenten. De eerste term  $\alpha$  representeert de portefeuille met minimaal risico. Als de belegger extreem risico-afkerig is ( $\rho \rightarrow \infty$ ), zal hij zijn vermogen spreiden over de buitenlandse financiële activa overeenkomstig zijn bestedingen aan buitenlandse producten. De tweede term representeert de speculatieve portefeuille. Bij de veronderstelling dat alle individuele beleggers dezelfde verwachtingen, dezelfde mate van risico-afkeer en dezelfde consumptiepatronen hebben, hanteert Frankel (1982) vergelijking 8. als uitgangspunt voor zijn empirisch onderzoek. Als dan ook nog rationele ver-

wachtingen en een constante covariantiematrix van verwachte opbrengstvoeten ( $\Omega_t = \Omega$ ) verondersteld worden, ontstaat een toetsbare uitdrukking voor de risicopremie op open posities in vreemde valuta's bij evenwicht op de financiële markten:

$$i_t - i_t^S - S_{t+1} = \rho\Omega(x_t - \alpha) + \epsilon_{t+1} \quad 9.$$

Aan de hand van maandcijfers voor de periode juli 1973-augustus 1980 komt Frankel tot de conclusie dat de nulhypothese van risiconeutraliteit ( $\rho = 0$ ) niet verworpen kan worden. Hij tekent hierbij wel aan, dat de verwerping van dit risicopremiemodel het gevolg zou kunnen zijn van de vele vereenvoudigende veronderstellingen en van het relatief geringe onderscheidingsvermogen van de statistische toets. Frankel (1982) toetst zijn model daarom ook nog zonder de veronderstelling dat de consumptiepatronen van de beleggers identiek zijn. Maar ook nu kan de nulhypothese van risiconeutraliteit niet verworpen worden. Frankel & Engel (1984) laten de veronderstelling van niet-stochastische inflatiegraden in de VS en in andere landen los. Maar als behalve het wisselkoersrisico ook het inflatierisico een rol speelt in de portefeuilleselectie, worden de restricties van het risicopremiemodel verworpen. Bij een ongerestricteerde schatting van het model blijkt de relatieve risico-afkeercoëfficiënt ( $\rho$ ) negatief te zijn, wat theoretisch niet mogelijk is in geval van risico-afkerige beleggers.

Giovannini & Jorion (1989) passen het portefeuillemodel in twee opzichten aan. De beleggers nemen behalve rentedragende schuldtitels ook aandelen op in hun portefeuilles. Daarnaast veronderstellen zij dat de onderlinge risicoverhoudingen van de diverse financiële activa in de loop van de tijd kunnen veranderen. De conditionele variantie-covariantie matrix ( $\Omega_t$ ) is dan niet langer constant, maar volgt een zogenaamd ARCH-proces.<sup>9</sup> Aan de hand van weekcijfers in de periode juli 1974-december 1986 en het aanbod van financiële activa in USD, DEM, GBP en CHF blijkt de risico-afkeercoëfficiënt opnieuw negatief te zijn of niet significant van nul te verschillen, zodat ook hun versie van het portefeuillemodel geen goede verklaring biedt voor een risicopremie.

Bomhoff & Koedijk (1988) formuleren eveneens een portefeuillemodel waarin de risicopremie afhankelijk is van het optimaliserende gedrag van beleggers per periode en van het relatieve aanbod van schuldtitels. Het model is beperkt tot twee landen. Verondersteld is dat de economische subjecten uit beide landen hun vermogen alleen in binnenlandse risicovrije en risicodragende schuldtitels beleggen. Daarnaast kunnen zij vrijwillig een open positie innemen op de valutatermijnmarkt, teneinde hun verwachte portefeuilleopbrengst te maximaliseren bij een bepaald aanvaardbaar geacht portefeuillerisico. Behalve deze vrijwillige open valutapositie worden de beleggers uit één van beide landen verondersteld wisselkoersrisico te lopen over een netto buitenlands-actiefpositie, die in het verleden is opgebouwd door overschotten op de lopende rekening ten opzichte van het andere land. De oplossing voor de risicopremie wordt afgeleid uit het optimaliserend gedrag van beleggers in beide landen en de evenwichtswaarde voor de valutatermijnmarkt. Vervolgens plaatsen de auteurs het risicopremiemodel in een ruimer kader. De reële wisselkoers op lange termijn wordt verklaard door

9. ARCH staat voor 'autoregressive conditional heteroskedasticity'. De ARCH-specificatie wordt zeer geschikt geacht voor de modellering van opbrengsten in financiële markten, waar beleggingsrisico's in de tijd variëren.

de huidige reële wisselkoers, het reële rente-écart en de risicopremie. Uiteindelijk wordt de voorspelfout van de termijankoers verklaard door een combinatie van nieuwsvariabelen en een risicopremie. Bomhoff & Koedijk (1988) voeren hun empirisch onderzoek uit voor drie valuta's (USD uitgedrukt in DEM, GBP en JPY) van januari 1976 tot maart 1986. De term voor het netto buitenlands actief blijkt alleen significant voor de GBP/USD-koers. Voor de gehele periode concluderen zij dat de risicopremievariabelen een significante verklaring bieden voor de voorspelfout van de termijankoers.

Koedijk & Luttmmer (1987) plaatsen het risicopremiemodel niet in een ruimer kader zoals Bomhoff & Koedijk (1988). Hierdoor blijft het verband tussen het theoretische risicopremiemodel en de empirische versie ervan duidelijker en behoeft minder vertrouwd te worden op aanvullende veronderstellingen. Zij zien wel af van de term voor het netto buitenlands actief. De risicopremie wordt dan enkel bepaald door de relatieve risico-afkeercoëfficiënt en twee conditionele covariantietermen, die de risicobijdrage van een valutatermijnpositie aan de binnenlandse marktportefeuille weergeven. Vervolgens specificeren zij voor de risicopremie een zgn. 'GARCH'-model. In eerste instantie blijken de covariantietermen niet significant bij te dragen in de verklaring van de voorspelfout van de termijankoers in de periode februari 1976-december 1984 voor de USD/GBP-koers en de USD/JPY-koers. Na introductie van een nieuwsvariabele in de vorm van de mutatie in het rente-écart blijkt de covariantie van de risicopremie op de Britse marktportefeuille en de risicopremie op de valutapositie wel significant positief.

Tenslotte kunnen risicopremi modellen onderscheiden worden waarin het relatieve aanbod van schuldtitels geen rol speelt. Veelal wordt de risicopremie theoretisch afgeleid in een twee landen- en twee goederenmodel. De risicopremie wordt bepaald door een intertemporele afruil die de rationele economische subjecten maken tussen consumeren en sparen. Strevend naar nutsmaximalisatie op langere termijn onder voorwaarde van een budgetrestrictie, zullen zij sparen als het verwachte marginale nut van de uitgestelde consumptie in de toekomst groter is dan het marginale nut van consumptie op het tijdstip van de afweging tussen consumeren en sparen. Bij deze afweging spelen ook verwachtingen van de economische subjecten ten aanzien van de toekomstige goederenprijzen een rol. De empirische invulling van deze intertemporele risicopremi modellen loopt sterk uiteen, waarbij de intertemporele afruil tussen consumeren en sparen niet altijd meer tot uitdrukking komt.

Hansen & Hodrick (1983) hanteren een aangepaste versie van het zgn. 'Capital Asset Pricing Model'. De premie voor het wisselkoersrisico kan dan beschouwd worden als het opbrengstverschil tussen een ongedekte en een gedekte valutapositie. Aangezien beide tot de portefeuille behoren, is de risicopremie een functie van een risicomaatstaf ( $\beta$ ) en de marktprijs van het risico ( $R^m_{t+1} - R^f_{t+1}$ ). Bij de empirische invulling veronderstellen zij dat de beta-coëfficiënt constant is en vervangen zij het verwachte rendement op de niet waargenomen marktportefeuille door een instrument. Uiteindelijk resulteert hun zgn. 'latent variabele' model, waarin vertraagde waarden van de voorspelfouten van de termijankoers dienst doen ter verklaring van de risicopremie. De auteurs schatten de beta-coëfficiënten met behulp van de zgn. 'Generalized method of moments'. De beta's weerspiegelen de relatieve risico's van beleggingen in de vijf valuta's.

In tegenstelling tot hetgeen men intuïtief zou verwachten, blijken de Zwitserse franc en de Japanse yen het grootste risico te dragen ( $\beta \geq 1$ ), terwijl het Britse pond en de Franse franc het geringste risico met zich meebrengen ( $\beta < 0,5$ ) ten opzichte van de dollar in de periode 1976-1980.<sup>10</sup>

Hodrick & Srivastava (1984) herhalen het onderzoek van Hansen & Hodrick (1983) naar het latente variabele model voor de langere steekproefperiode van 1976-1982. Zij kiezen voor het termijnnagio als instrument in plaats van de vertraagde voorspelfout. Zij verwerpen het model voor de langere periode en stellen dat dit mogelijk het gevolg is van de constant veronderstelde beta-coëfficiënten. In werkelijkheid zullen de onderlinge risicoverhoudingen tussen diverse valuta's veranderen in de steekproefperiode.

Giovannini & Jorion (1987) toetsen het latente variabele model met variabele beta-coëfficiënten. De beta's worden gespecificeerd als een lineaire functie van een constante, de eurodollarrente en de eurodepositorenten van de andere valuta's (GBP, DEM, HFL en CHF). Als instrument voor het verwachte rendement op de marktportefeuille worden diverse lineaire en niet-lineaire combinaties van een constante en de eurovalutarenten uitgetoetst. Op basis van weekcijfers van juli 1974-december 1984 wordt de hypothese dat de beta's constant zijn, verworpen. Zij concluderen dat hun versie van het latente variabele model consistent is met de data.

Domowitz & Hakkio (1985) nemen eveneens het intertemporele model als uitgangspunt en leiden theoretisch een risicopremie af, die bepaald wordt door onzekerheid ten aanzien van de ontwikkeling in het geldaanbod in beide landen. Vervolgens postuleren zij een econometrisch model voor een variabele risicopremie. De risicopremie is afhankelijk van de variantie in de voorspelfouten van wisselkoersmutaties in de loop van de tijd. Deze voorspelfouten worden verondersteld een zgn. ARCH-proces te volgen. De nulhypothese van risiconutraliteit wordt verworpen voor het Britse pond en de Japanse yen in de periode juni 1972-augustus 1982. Voor de Franse franc, de Duitse mark en de Zwitserse franc kunnen geen risicopremies gevonden worden. Domowitz & Hakkio concluderen dat de variantie in de voorspelfouten niet de enige determinant is van de risicopremie. Een bezwaar tegen dit model is dat de variantie als onzekerheidsmaatstaf grote waarden aanneemt na grote voorspelfouten. Deze grote voorspelfouten kunnen echter juist het gevolg zijn van nieuws (bijv. de officiële bevestiging van een beleidswijziging), dat de onzekerheid juist wegneemt.

Welke conclusie kan nu getrokken worden ten aanzien van de variabele risicopremie als verklaring voor de verwerping van de SEH? De portefeuillemodellen waarin het relatieve aanbod van financiële activa een rol speelt, vinden weinig empirisch bewijs voor een risicopremie. De overige modellen vinden met wisselend succes empirisch wel een risicopremie. Veelal zijn deze risicopremiëmodellen theoretisch zeer gestyleerd, met als gevolg dat de empirische toetsing ervan gepaard gaat met beperkende veronderstellingen. Verwerping van het empirische model behoeft dan nog geen bewijs te zijn tegen

---

10. Zie Hakkio (1983). Men kan zich ook afvragen wat nu precies de theoretische interpretatie is van het latente variabele model voor een risicopremie. Het model lijkt eerder ingegeven door de empirische onderzoeken uit tabel 2 naar een systematisch verband tussen voorspelfouten van de termijnnagio in de loop van de tijd.

het theoretische model. Naarmate overtuigend empirisch bewijs uitblijft<sup>11</sup>, lijkt het echter zinvol andere verklaringen voor de systematische voorspelfouten van de termijnkoers nader te bezien.

## 5. Alternatieve verklaringen voor de verwerping van de SEH

Het zgn. peso-probleem en rationele leerprocessen zijn alternatieve verklaringen voor de systematische voorspelfouten van de termijnkoers die consistent zijn met de EMH. Het peso-probleem is in feite een statistisch probleem, waardoor gebruikelijke toetsen tot onjuiste conclusies leiden ten aanzien van de EMH. Het peso-probleem treedt op als de wisselkoersverwachtingen van de economische subjecten gedurende de steekproefperiode niet normaal verdeeld zijn. De verwachtingen zijn asymmetrisch als de economische subjecten bij het vaststellen van hun overigens rationele verwachting rekening houden met een kleine kans op een gebeurtenis met grote gevolgen voor het wisselkoersniveau. Zolang de economische subjecten rekening houden met deze gebeurtenis, terwijl de gebeurtenis uitblijft, zal er een systematisch verschil bestaan tussen de (ex-post) feitelijke wisselkoers en de wisselkoersverwachting. Deze systematische voorspelfouten zouden al snel ten onrechte tot de conclusie leiden dat de verwachtingen irrationeel zijn en dat derhalve de valutamarkten niet efficiënt zijn.

Van een peso-probleem wordt nu gesproken als bovenbedoelde gebeurtenis samenhangt met een beleidsverandering, zoals het geval was voor de devaluatie van de Mexicaanse peso in 1976.

Krasker (1980) onderzoekt de efficiëntie van de valutamarkt tijdens de Duitse hyperinflatie van januari 1921 tot september 1923. Als de gebruikelijke t-toets gehanteerd wordt, dan wordt de SEH verworpen; de termijnkoers lag systematisch beneden de contante koers. Het is echter denkbaar dat de marktparticipanten in deze periode rekening hielden met een kleine kans op een verkrapping van het Duitse monetaire beleid, waardoor de hyperinflatie afgeremd zou worden. Hierdoor zouden de inflatieverwachtingen gedempt worden en zou de depreciatie van de Duitse mark afnemen. Aangezien de monetaire verkrapping in de steekproefperiode uitbleef, lag ex-post de feitelijke wisselkoers boven de wisselkoersverwachting, i.c. de termijnkoers. Een alternatieve toets leidt Krasker (1980) tot de conclusie dat de valutamarkten in deze periode toch efficiënt waren.

Borensztein (1987) ziet in het peso-probleem een mogelijke verklaring voor het verloop van de Amerikaanse dollar in de periode 1980-1984. De forse appreciatie van de dollar in deze periode leidde ertoe dat de gemiddelde opbrengst op driemaands euro-dollardeposito's 18,18% en 10,12% boven eurosterling- en euroyendeposito's lag. Hij meent dat de bestaande risicopremiëmodellen geen volledige verklaring bieden voor deze dollarwinsten en construeert daarom een peso-probleemmodel, waarin een onderscheid wordt gemaakt tussen twee beleidsregimes met elk een verschillende waarde voor de wisselkoers. De ex-post overwinst op dollaractiva is dan gelijk aan het verschil tussen de (rationele) wisselkoersverwachting, waarin een kans op een regimewisseling

11. Boothe & Longworth (1986), blz. 138: 'Despite its lack of empirical support, the risk premium interpretation will continue to be prominent in the literature because it follows from an important article of faith for many economists – the rationality of economic agents – (. . .).'



verwerkt is, en de ex-post gerealiseerde wisselkoers, gegeven het feit dat de beleidsverandering is uitgebleven. De empirische invulling van dit model is niet eenvoudig door het ontbreken van waarnemingen voor de evenwichtige wisselkoersen onder beide beleidsregimes en voor de verwachte kans op een beleidsverandering. Om nu toch het peso-probleem als verklaring aannemelijk te maken, gaat hij na of er een systematisch verband bestaat tussen de overwinst op dollaractiva en enkele variabelen. Deze variabelen zouden moeten wijzen op een mogelijke verandering in het Amerikaanse monetaire of budgettaire beleid, bijvoorbeeld het financieringstekort van de overheid en het handelsbalanstekort. Borensztein komt tot de conclusie dat het peso-probleem naast de risicopremie een verklaring biedt voor het dollarkoersverloop in het begin van de jaren tachtig.

Krugman (1989) stelt dat het peso-probleem weliswaar een interessante verklaring biedt voor schijnbare inefficiënties, maar dat het peso-probleem slechts aannemelijk is voor kortere perioden. Op basis van een eenvoudige berekening concludeert hij dat het peso-probleem geen volledige verklaring kan bieden voor de overwaardering van de dollar in de periode 1980-1985.<sup>12</sup>

Lewis (1988) gaat een stap verder door te stellen dat systematische voorspelfouten als gevolg van het peso-probleem ook na de beleidsverandering kunnen voortduren. Dit zal het geval zijn als de economische subjecten een leerproces doormaken na de beleidswijziging. Opnieuw zijn de systematische voorspelfouten niet in strijd met de EMH, noch een gevolg van irrationeel handelen van de economische subjecten. Integendeel, de economische subjecten zijn rationeel en handelen alsof ze het model van de economische werkelijkheid kennen. Zodoende kennen zij de gevolgen van de beleidswijziging voor de wisselkoers. Systematische voorspelfouten ontstaan echter omdat zij onzeker zijn of de beleidsmakers de aangekondigde beleidswijziging uitvoeren. De onzekerheid zal groter zijn naarmate het effect van de beleidsverandering minder duidelijk tot uitdrukking komt door een verandering in de doelstellingsvariabele van het beleid. Als bijvoorbeeld monetaire autoriteiten aankondigen een restrictiever beleid te gaan voeren, zullen de rationele economische subjecten een inschatting maken van de kans dat deze beleidswijziging daadwerkelijk uitgevoerd wordt. Gelooft men de autoriteiten niet, terwijl er wel een verkrappend beleid gevoerd wordt, dan zal de wisselkoersverwachting niet uitkomen. Pas als de economische subjecten aan de hand van waarnemingen voor de groei van de geldhoeveelheid in de loop van de tijd meer geloof hechten aan het veranderde beleid, zullen zij hun verwachtingen geleidelijk bijstellen. Zodoende zijn systematische voorspelfouten in het model van Lewis mogelijk gedurende een rationeel leerproces. Een dergelijk leerproces kan ook in gang gezet worden door veranderingen in andere factoren dan beleidswijzigingen. Zo onderzoekt Lewis (1989a,b) met name of veranderingen in de Amerikaanse geldvraag in het begin van de jaren '80 als reactie op

12. Krugman (1989, blz. 90) berekent dat de kans op een beleidsverandering, waardoor de dollar zou depreciëren naar een evenwichtiger niveau, maar liefst 41,5% per jaar zou moeten bedragen als het peso-probleem een volledige verklaring zou moeten bieden voor het feitelijk dollarverloop en voor de overwinsten op dollarbeleggingen in de periode 1980-1985. De kans dat zo'n beleidsverandering 5 jaar achtereen uitblijft is uiteraard zeer klein. Hoewel de berekening van Krugman wat gechargeerd lijkt, staat hiertegenover dat het peso-probleem als verklaring vrij moeilijk te weerleggen is omdat het berust op speculaties omtrent de marktverwachtingen en op gebeurtenissen, die niet hebben plaatsgevonden.

wijzigingen in het monetaire beleid van de Federal Reserve in 1979 (en 1982) een verklaring bieden voor de systematische onderwaardering van de contante koers door de termijnkoers in deze periode. Op basis van enkele simulaties komt Lewis (1989b) tot de conclusie dat rationele leerprocessen slechts een gedeeltelijke verklaring kunnen bieden voor inefficiënties gedurende korte perioden.<sup>13</sup>

Een ander verschijnsel met belangrijke implicaties voor de efficiëntie van valutamarkten is de zgn. 'speculative bubble'. Het is de vraag of speculatieve zeepbellen consistent zijn met de EMH. Er is sprake van een speculatieve zeepbel als de feitelijke wisselkoersontwikkeling zich verwijdt van haar fundamentele pad. De fundamentele ontwikkeling is afhankelijk verondersteld van de lange termijn determinanten van de wisselkoers. Zeepbellen zullen ontstaan als de marktparticipanten hun speculatief gedrag op korte termijn niet baseren op deze fundamentele wisselkoersdeterminanten, maar op verwachtingen ten aanzien van het gedrag van andere marktparticipanten. Speculanten anticiperen als het ware op verwachtingen van andere speculanten.<sup>14</sup> Naarmate meerdere speculanten zich door elkaars verwachtingen laten leiden, krijgt het feitelijk wisselkoersverloop een eigen dynamiek, die op korte termijn los staat van fundamentele factoren. Zo kan een door fundamentele factoren niet gerechtvaardigde gunstige stemming ten aanzien van een valuta, bijvoorbeeld de dollar, leiden tot een appreciatieverwachting. Door het gedrag van de speculanten zal de appreciatieverwachting uitkomen. De dollar bevindt zich dan in een zeepbel. Een enkel nieuwsfeit kan al leiden tot het besef dat de dollar toch overgewaardeerd is. De stemming slaat om, de zeepbel zal barsten en de dollar zal via een crash snel terugkeren naar zijn fundamentele niveau.

Blanchard (1979) toont aan dat kortstondige zeepbellen consistent kunnen zijn met rationele verwachtingen als speculanten rekening houden met de kans op een crash. De speculanten weten dan dat de wisselkoersontwikkeling afwijkt van haar fundamentele pad. De kans op het barsten van de zeepbel kan toenemen als de zeepbel langer duurt en als de zeepbel groeit, d.w.z. naarmate de feitelijke wisselkoers meer afwijkt van zijn fundamentele waarde. Als de zeepbel groeit, wordt het risico van een koersverlies dus steeds groter voor de speculant. Gevolg is dat de feitelijke wisselkoers steeds sneller moet stijgen om de speculant voor dit hogere risico te compenseren via een hoger rendement. Toch blijven er onduidelijkheden bestaan. Op de eerste plaats is het onduidelijk hoe rationele zeepbellen ontstaan als de wisselkoers in de uitgangssituatie op zijn fundamentele niveau ligt. Daarnaast is het de vraag waarom de speculanten de overwaardering gedurende de zeepbel in stand houden. Het lijkt erop dat elke speculant meent de markt nog vóór de crash te kunnen verlaten. Tenslotte kan men zich afvragen of (rationele) zeepbellen consistent zijn met een efficiënte verwerking van informatie op valutamarkten. Hoewel de relevante informatie niet beperkt

13. Koromzay, Llewellyn & Potter (1987) benadrukken eveneens het belang van leerprocessen voor de verklaring van het dollarkoersverloop in de eerste helft van de jaren '80. De overwaardering van de dollar kon volgens hen ontstaan, doordat de verwachtingen achterliepen op de gebeurtenissen: 'the markets' absorption of news – particularly big news which cannot easily be evaluated in terms of experience – is likely to take considerable time.'

14. Visser (1989) merkt in dit verband op: 'the rate of exchange may be determined by rational expectations of (other market participants') whims, i.e. my expectation of what other people's expectations will be. Those expectations may be governed by other factors than fundamentals.'

hoeft te zijn tot de fundamentele determinanten van de wisselkoers op lange termijn, kan toch gesteld worden dat de markt in een zeepbel (relevante) informatie omtrent de wisselkoers op langere termijn verwaarloost. Het gevolg is destabiliserende speculatie en een grillig wisselkoersverloop.<sup>15</sup>

Empirisch onderzoek naar het bestaan van zeepbellen in het feitelijk wisselkoersverloop is niet eenvoudig. Het probleem is met name de vaststelling van het fundamentele wisselkoersverloop. Als hiervoor een wisselkoersmodel gehanteerd wordt, dan is de interpretatie van een zeepbeltoets niet eenduidig. Het model kan immers verkeerd gespecificeerd zijn. Maar ook als het model goed gespecificeerd is, blijft de interpretatie van de toetsen moeilijk. Zo is het mogelijk dat de economische subjecten hun verwachtingen bijstellen aan de hand van eenmalige nieuwsfeiten, die bij de empirische invulling van het model niet meegenomen kunnen worden. De econometrist zal dan tot de misleidende conclusie komen dat sprake was van een zeepbel.<sup>16</sup>

Woo (1987) construeert een portefeuillemodel waarin speculatieve bellen mogelijk zijn. Om te voorkomen dat de zeepbelterm in het empirisch onderzoek functioneert als een dummy-variabele hanteert hij drie criteria voor een zeepbel, t.w. er moet sprake zijn van: 1. een piek in het wisselkoersverloop, 2. een (bijna) continue acceleratie of deceleratie in het wisselkoersverloop vóór die piek en 3. de stemming op de valutamarkten, zoals die is af te leiden uit de financiële pers, moet overeenkomen met een zeepbel. Met behulp van deze criteria vindt Woo twee zeepbellen in de periode van april 1973 tot april 1980 voor de Duitse mark, de Franse franc en de Japanse yen. De duur van de speculatieve zeepbellen varieerde van één tot vijf maanden. Hierdoor komt Woo tot de conclusie dat de valutamarkten in deze relatief lange periode niet gekenmerkt werden door destabiliserende speculatie en dat zeepbellen tot de uitzonderingen behoren.

Meese (1986) hanteert een monetair wisselkoersmodel. Hij past zgn. cointegratietoetsen toe. De orde waarin de dollarkoersen van de Duitse mark, de Japanse yen en het Britse pond fluctueren blijkt groter dan de orde waarin het relatieve geldaanbod en de reële inkomens uit beide landen fluctueren. Dit resultaat kan duiden op het bestaan van speculatieve zeepbellen in de periode 1973-1982, maar er zijn ook andere verklaringen denkbaar zoals 'overshooting' van de wisselkoers.

Borensztein (1987) gaat na of de dollar in de jaren 1980-1984 opgedreven werd in een speculatieve zeepbel. Borensztein tekent hierbij aan dat een periode van vier jaar wel lang is voor een rationele zeepbel. In zijn model is behalve een zeepbelterm ook de kans op een dollarcrash opgenomen. Verondersteld is dat deze kans constant is per steekproefperiode. De hypothese dat de zeepbelterm en de kans op een crash significant zijn voor de dollarkoers van de Duitse mark kan niet verworpen worden. De kans op een dollarcrash ligt hoger in de korte steekproefperiode (januari '83-februari '85) dan in de lange steekproefperiode (december '80-februari '85). Hij concludeert dat zeepbellen een interessante verklaring kunnen bieden voor het feitelijke dollarverloop, maar dat andere verklaringen hierdoor niet worden uitgesloten.

15. Krugman (1989), blz. 95: '( . . . ) the foreign exchange market seems to make two kinds of errors: It fails to recognize short-run trends, so that forecast errors are serially correlated, and it loses sight of long-run equilibrium, so that it runs away in temporary speculative bubbles.'

16. Zie Obstfeld (1985), blz. 434-436.

Tenslotte kan gewezen worden op de groeiende empirische literatuur, waarin de wijze waarop marktparticipanten hun wisselkoersverwachtingen vormen nader onderzocht wordt. Hierbij wordt gebruik gemaakt van directe waarnemingen voor de verwachtingen, zgn. panel-data, die verkregen zijn door (telefonische) enquêtes onder marktparticipanten (veelal valutahandelaren bij financiële instellingen). Traditioneel wordt het gebruik van paneldata sterk bekritiseerd. De geënquêteerden zouden geen prikkel hebben om hun ware verwachting te onthullen. Bovendien zou aan de hand van de gemiddelde wisselkoersverwachting van het panel weinig te zeggen zijn over het feitelijk wisselkoersverloop, als voornamelijk degenen met extreme verwachtingen marktposities innemen.<sup>17</sup> Aan een deel van deze bezwaren wordt tegemoetgekomen naarmate met de tijd langere reeksen paneldata beschikbaar komen die nauwkeuriger zijn samengesteld. Een voordeel van de paneldata is dat *direct* bekeken kan worden of de marktparticipanten systematische voorspelfouten maken zonder allerlei veronderstellingen ten aanzien van een risicopremie, zoals in de standaard SEH-toetsen. Ondanks de beperkingen van onderzoek met paneldata<sup>18</sup> worden hier enkele conclusies kort genoemd:

1. de marktparticipanten zijn niet strikt rationeel, d.w.z. ze zouden hun verwachtingen kunnen verbeteren op basis van beschikbare informatie. Zo blijkt de feitelijke contante koers een betere voorspeller voor de toekomstige koers dan de opgegeven wisselkoersverwachting;
2. de wisselkoersverwachtingen van de marktparticipanten zijn heterogeen. Opvallend is daarbij dat bepaalde groepen marktparticipanten systematisch dezelfde voorspelfouten maken<sup>19</sup>;
3. de wisselkoersverwachtingen op korte termijn zijn extrapolerend, d.w.z. een feitelijke depreciatie leidt tot een depreciatieverwachting voor de korte termijn (bijv. 1 maand). Op langere termijn blijken de verwachtingen echter stabiel; een feitelijke depreciatie roept dan een (lichte) appreciatieverwachting op voor de lange termijn. Een verklaring voor deze schijnbare inconsistentie in de verwachtingen van de marktparticipanten is, dat zij hun korte termijnverwachting baseren op een andere (beperkttere) informatieverzameling dan hun lange termijnverwachting. Op korte termijn laat men zich meer leiden door het feitelijke wisselkoersverloop zelf (de zgn. technische analyse), terwijl op lange termijn fundamentele factoren een groter gewicht krijgen in de wisselkoersverwachting (zgn. fundamentele analyse). Dit gedrag is heel rationeel als de marktparticipanten de ervaring hebben opgedaan dat de fundamentele wisselkoersdeterminanten weinig houvast bieden bij het opstellen van hun verwachtingen voor de korte termijn.<sup>20</sup>

17. Zie bijvoorbeeld Hodrick (1987).

18. Enkele studies met panel-data zijn: Dominguez (1986), Frankel & Froot (1987a,b), Froot & Frankel (1989) en Ito (1990).

19. Ito (1990) constateert dat de Japanse exportsector een neiging heeft tot depreciatieverwachtingen en de importsector een neiging heeft tot appreciatieverwachtingen van de yen ten opzichte van dollars. Zijn verklaring hiervoor is 'wishful thinking', want als hun verwachtingen uitkomen, zou de winst van de sectoren (in yen) hoger uitvallen.

20. Frankel & Froot (1990) verklaren de speculatieve zeepbel van de dollar in de jaren 1981-1985 op basis van een verschuiving in het verwachtingsproces van marktparticipanten van fundamentele analyse naar technische analyse. Zij hechtten meer waarde aan de technische analyse (zgn. 'chartism') naarmate de op basis van fundamentele analyse verwachte depreciatie van de dollar langer uitbleef.

De belangrijkste conclusie uit de empirische onderzoeken naar het peso-probleem, rationele leerprocessen, speculatieve zeepbellen en paneldata is wellicht dat de REH in werkelijkheid niet opgaat voor de valutamarkten. Valutamarkten lijken voornamelijk gekarakteriseerd te worden door onzekerheid. Onzekerheid omtrent het ware economische model van de werkelijkheid leidt niet alleen tot verschillende interpretaties van beschikbare informatie, maar ook tot voorspelfouten. Deze ex-post geconstateerde inefficiënties staan weliswaar op gespannen voet met de EMH, maar hoeven in werkelijkheid niet te duiden op irrationeel gedrag van marktparticipanten die beslissingen moeten nemen onder onzekere omstandigheden. Voorzover de participanten hun verwachtingen op korte termijn baseren op het wisselkoersverloop in het recente verleden zal de zwakke vorm van de EMH voor valutamarkten wel gelden. De semi-sterke efficiëntie hypothese wordt dan voor de korte termijn verworpen: nieuwe informatie komt niet direct tot uitdrukking in de wisselkoers zolang men onzeker is over de waarde van de nieuwe informatie. De sterke vorm van de EMH zou wel verworpen kunnen worden als zou blijken dat bepaalde marktparticipanten een informatievoorsprong hebben en/of posities kunnen innemen tegen lagere transactiekosten dan anderen.<sup>21</sup> Hier is echter geen empirisch onderzoek van bekend.

## 5. Conclusie

Als de EMH toegepast wordt op de valutamarkten, wordt verondersteld dat het informatieverwerkingsproces zo snel plaatsvindt dat de wisselkoers alle relevante informatie weerspiegelt. Een belangrijke voorwaarde is dan dat de marktpartijen rationele verwachtingen vormen (REH) en te allen tijde de gevolgen van nieuwe informatie voor de wisselkoers kennen. De EMH wordt in een omvangrijke empirische literatuur meestal getoetst door na te gaan of bepaalde speculanten in staat zijn om systematisch overwinsten te behalen. Het belangrijkste probleem bij dit onderzoek is de vaststelling van een normale beloning voor het wisselkoersrisico, de risicopremie. De SEH veronderstelt dat de speculanten risiconutraal zijn en dat er geen risicopremie bestaat. In dat geval zal de termijnkoers een zuivere voorspeller zijn van de toekomstige contante koers. In werkelijkheid blijkt de termijnkoers systematische voorspelfouten te maken. De SEH wordt daarmee overtuigend verworpen, maar de EMH kan blijven gelden als de speculanten risico-afkerig zijn en een risicopremie verlangen.

Er is veel empirisch onderzoek verricht naar modellen voor variabele risicopremies. Deze modellen zijn in het algemeen theoretisch zeer gesophisticeerd. De empirische invulling van deze modellen wordt echter gehinderd door databeperkingen. De tegenvalende empirische resultaten van deze modellen behoeven dan ook niet te duiden op verwerping van een variabele risicopremie. Niettemin is er voldoende reden om andere verklaringen voor (schijnbare) inefficiënties nader te bestuderen. In dit verband is aandacht besteed aan het zgn. peso-probleem en rationele leerprocessen. Beide verschijnselen zijn consistent met de EMH en kunnen een verklaring bieden voor ex-post geconstateerde systematische voorspelfouten gedurende kortere perioden. In geval van rationele leerprocessen gaat de REH in strikte zin niet langer op.

<sup>21</sup> Dit is volgens Goodhart (1988), blz. 456 het geval voor banken.

Speculatieve zeepbellen worden vaak genoemd als verklaring voor het feitelijk wisselkoersverloop. Met name wordt gesproken van een zeepbel als de feitelijke wisselkoers zich steeds verder verwijderd van haar fundamentele of evenwichtige waarde op lange termijn. Hoewel zeepbellen in het algemeen een kort leven beschoren zijn, kan men zich afvragen of ze in overeenstemming zijn met de EMH. Stelt men zich op het standpunt dat in een efficiënte valutamarkt de wisselkoers alle relevante (fundamentele) informatie moet weerspiegelen, dan zijn speculatieve zeepbellen aanleiding om de EMH te verwerpen.

Tenslotte is kort ingegaan op empirische onderzoeken die aan de hand van zgn. panel-data de wisselkoersverwachtingen van marktparticipanten analyseren. Alhoewel het gebruik van deze data sterk bekritiseerd is, geven de resultaten in combinatie met de bovenstaande onderzoeken naar de efficiëntie van valutamarkten alle aanleiding om de hypothese van rationele verwachtingen te herzien.

Een mogelijke aanpassing van de REH is de suggestie dat de marktparticipanten zich op korte termijn voornamelijk laten leiden door het feitelijk wisselkoersverloop in het recente verleden, aangezien ze geconfronteerd worden met onzekerheden en informatiekosten. Op langere termijn stemt men de verwachtingen meer af op de fundamentele wisselkoersdeterminanten. De valutamarkten zijn dan op lange termijn efficiënt. Op korte termijn kunnen inefficiënties zoals verwachtingsfouten en zeepbellen optreden, zolang de economische subjecten extrapolerende verwachtingen vormen. De wisselkoers past zich dan niet direct maar met vertraging aan veranderingen in relevante informatie (i.e. nieuws) aan.<sup>22</sup>

#### Literatuur

- Agmon, T. & Y. Amihud, The forward exchange rate and the prediction of the future spot rate, *Journal of Banking and Finance*, vol. 5 (1981), blz. 425-437.
- Argy, V., *The postwar international money crisis – An analysis*, George Allen & Unwin, London 1981.
- Baillie, R.T., R.E. Lippens & P.C. McMahon, Testing rational expectations and efficiency in the foreign exchange market, *Econometrica*, vol. 51 (1983), blz. 553-563.
- Bilson, J.F.O., The 'Speculative Efficiency' hypothesis, *Journal of Business*, vol. 54 (1981), blz. 435-451.
- Blanchard, O.J., Speculative bubbles, crashes and rational expectations, *Economic Letters*, vol. 3 (1979), blz. 387-389.
- Bomhoff, E.J. & K.G. Koedijk, Bilateral exchange rates and risk premia, *Journal of International Money and Finance*, vol. 7 (1988), blz. 205-220.
- Boothe, P. & D. Longworth, Foreign Exchange Market Efficiency tests: Implications of recent empirical findings, *Journal of International Money and Finance*, vol. 5 (1986), blz. 135-152.
- Borensztein, E.R., Alternative hypotheses about the excess return on dollar assets, 1980-84, *IMF Staff Papers*, vol. 34 (1987), blz. 29-59.
- Chiang, T.C., The forward rate as a predictor of the future spot rate, A stochastic coefficient approach, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20 (1988), blz. 212-232.

22. Dit komt overeen met de observatie van Goodhart (1988), blz. 454: 'markets tend to under-react rather than over-react to news.'

- Chiang, T.C. & T.J. Hindelang, Forward rate, spot rate and risk premium, *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 124 (1988), blz. 74-87.
- Cornell, B., Spot rates, forward rates and exchange market efficiency, *Journal of Financial Economics*, vol. 5 (1977), blz. 55-65.
- Cornell, B., The impact of data errors on measurement of the foreign exchange risk premium, *Journal of International Money and Finance*, vol. 8 (1989), blz. 147-157.
- Cumby, R.E. & M. Obstfeld, International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence. In: Bilson, J.F.O. & R.C. Marston, *Exchange Rate Theory and Practice*, The University of Chicago Press, 1982, blz. 121-151.
- Dominguez, K.M., Are foreign exchange forecasts rational? New evidence from survey data, *Economic Letters*, vol. 21 (1986), blz. 277-281.
- Domowitz, I. & C.S. Hakkio, Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market, *Journal of International Economics*, vol. 19 (1985), blz. 47-66.
- Dooley, M.P. & J.R. Shafer, Analysis of short-run exchange rate behaviour: March 1973 to November 1981. In: Bigman, D. & T. Taya (eds.), *Exchange rate and trade instability*, Cambridge (Mass.), 1983.
- Edwards, S., Exchange rates and news: A multi-currency approach, *Journal of International Money and Finance*, vol. 1 (1982), blz. 211-224.
- Edwards, S., Floating exchange rates, expectations and new information, *Journal of Monetary Economics*, vol. 11 (1983), blz. 321-336.
- Fama, E.F., Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, vol. 25 (1970), blz. 383-423.
- Fama, E.F., Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, vol. 14 (1984), blz. 319-338.
- Frankel, J.A., Test of rational expectations in the forward exchange market, *Southern Economic Journal*, vol. 46 (1980), blz. 1083-1101.
- Frankel, J.A., In search of the exchange risk premium: A six currency test assuming mean-variance optimization, *Journal of International Money and Finance*, vol. 1 (1982), blz. 255-274.
- Frankel, J.A., The implications of mean-variance optimization for four questions in international macroeconomics, *Journal of International Money and Finance*, vol. 5 (1986), supplement blz. 53-75.
- Frankel, J.A., Recent estimates of time-variation in the conditional variance and in the exchange risk premium, *Journal of International Money and Finance*, vol. 7 (1988), blz. 115-125.
- Frankel, J.A. & C.M. Engel, Do asset-demand functions optimize over the mean and variance of real returns? A six-currency test, *Journal of International Economics*, vol. 17 (1984), blz. 309-323.
- Frankel, J.A. & K.A. Froot, Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *American Economic Review*, vol. 77 (1987a), blz. 133-153.
- Frankel, J.A. & K.A. Froot, Short-term and long-term expectations of the yen/dollar exchange rate: evidence from survey data, *NBER Working Paper Series*, nr. 2216 (1987b).
- Frankel, J.A. & K.A. Froot, Chartists, Fundamentalists, and Trading in the foreign exchange market, *American Economic Review*, vol. 80 (mei 1990), blz. 181-185.
- Frankel, J.A., Flexible exchange rates, prices and the role of 'news': Lessons from the 1970s, *Journal of Political Economy*, vol. 89 (1981), blz. 665-705.
- Froot, K.A. & J.A. Frankel, Forward discount bias: is it an exchange risk premium?, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CIV (1989), blz. 139-161.
- Geweke, J. & E. Feige, Some joint tests of the efficiency of markets for forward foreign exchange, *Review of Economics and Statistics*, vol. 61 (1979), blz. 334-341.
- Giovannini, A. & P. Jorion, Interest rates and risk premia in the stock market and in the foreign exchange market, *Journal of International Money and Finance*, vol. 6 (1987), blz. 107-123.
- Giovannini, A. & P. Jorion, The time variation of risk and return in the foreign exchange and stock markets, *Journal of Finance*, vol. 44 (1989), blz. 307-325.
- Goodhart, C.A.E., The foreign exchange market: a random walk with a dragging anchor, *Economica*, vol. 55 (1988), blz. 437-460.

- Gregory, A.W. & T.H. McCurdy, Testing the unbiasedness hypothesis in the forward foreign exchange market: a specification analysis, *Journal of International Money and Finance*, vol. 3 (1984), blz. 357-368.
- Gregory, A.W. & T.H. McCurdy, The unbiasedness hypothesis in the forward foreign exchange market, *European Economic Review*, vol. 30 (1986), blz. 365-381.
- Grossman, S.J. & J.E. Stiglitz, Information and competitive price systems, *American Economic Review*, vol. 66 (mei 1976), blz. 246-253.
- Hansen, L.P. & R.J. Hodrick, Forward Exchange Rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis, *Journal of Political Economy*, vol. 88 (1980), blz. 829-853.
- Hansen, L.P. & R.J. Hodrick, Risk averse speculation in the forward foreign exchange market: An econometric analysis of linear models. In: Frenkel, J.A., *Exchange rates and international macroeconomics*, The University of Chicago Press, 1983.
- Hodrick, R.J., *The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets*, Harwood Academic Publishers, Parijs, 1987.
- Hodrick, R.J. & S. Srivastava, An investigation of risk and return in foreign exchange, *Journal of International Money and Finance*, vol. 3 (1984), blz. 5-29.
- Hodrick, R.J. & S. Srivastava, The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, vol. 5 (1986), blz. 5-21.
- Huang, R.D., Some alternative tests of forward rates as predictors of future spot rates, *Journal of International Money and Finance*, vol. 3 (1984), blz. 153-167.
- Ito, T., Foreign exchange rate expectations: micro survey data, *American Economic Review*, vol. 80 (1990), blz. 434-449.
- Koedijk, K.G. & E.G.J. Luttmmer, Exchange rates and risk, in: *Finance and investment, State of the Art*, Hallerbach, W.G. e.a. (red.), Rotterdam, vol. 10 (1987), blz. 349-365.
- Korajczyk, R.A., The pricing of forward contracts for foreign exchange, *Journal of Political Economy*, vol. 93 (1985), blz. 347-368.
- Koromzay, V., J. Llewellyn & S. Potter, The rise and fall of the dollar: some explanations, consequences and lessons, *Economic Journal*, vol. 97 (1987), blz. 23-43.
- Krasker, W.S., The 'peso-problem' in testing the efficiency of forward exchange markets, *Journal of Monetary Economics*, vol. 6 (1980), blz. 269-276.
- Krugman, P.R., *Exchange-rate instability*, MIT Press, Cambridge (1989).
- Levich, R.M., Empirical studies of exchange rates: Price behavior, rate determination and market efficiency. In: Jones, R.W. & P.B. Kenen, *Handbook of International Economics*, volume II, North-Holland (1985).
- Lewis, K.K., The persistence of the 'peso problem' when policy is noisy, *Journal of International Money and Finance*, vol. 7 (1988), blz. 5-21.
- Lewis, K.K., Can learning affect exchange rate behavior? The case of the dollar in the early 1980's, *Journal of Monetary Economics*, vol. 23 (1989a), blz. 79-100.
- Lewis, K.K., Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange, *American Economic Review*, vol. 79 (1989b), blz. 621-636.
- Longworth, D., Testing the efficiency of the Canadian – U.S. Exchange Market under the assumption of no risk premium, *The Journal of Finance*, vol. 36 (1981), blz. 43-49.
- Longworth, D., P. Boothe & K. Clinton, *A study of the efficiency of foreign exchange markets*, (1983), The Bank of Canada.
- MacDonald, R., *Floating exchange rates: Theories and Evidence*, Unwin Hyman, London (1988).
- McCulloch, J.H., Operational aspects of the Siegel paradox, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 89 (1975), blz. 170-175.
- Meese, R.A., Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparkling rates?, *Journal of Political Economy*, vol. 94 (1986), blz. 345-373.
- Meese, R.A. & K. Rogoff, Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, vol. 14 (1983), blz. 3-24.
- Murfin, A. & P. Ormerod, The forward rate for the U.S. dollar and the efficient markets hypothesis, 1978-1983, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 52 (1984), blz. 292-299.



- Siegel, J.J., Risk, Interest rates and the forward exchange, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 86 (1972), blz. 303-309.
- Sweeney, R.J., Beating the foreign exchange market, *Journal of Finance*, vol. 16 (1986), blz. 163-182.
- Taylor, M.P., Covered interest arbitrage and market turbulence, *Economic Journal*, vol. 99 (1989), blz. 376-391.
- Visser, H., Exchange rate theories, *De Economist*, vol. 137 (1989), blz. 16-46.
- Woo, W.T., Some evidence of speculative bubbles in the foreign exchange markets, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 19 (1987) blz. 499-514.